

Conditions de collecte et santé auto-déclarée : une analyse sur données européennes

Andrew E. Clark* et Augustin Vicard*

La santé auto-déclarée, la mesure de santé la plus répandue dans les questionnaires, ne constitue qu'un reflet biaisé de l'état de santé réel. Mais il est difficile d'isoler et d'évaluer ces biais. En particulier, en quoi l'information recueillie dépend-elle des conditions de collecte, ces dernières variant considérablement entre les pays et les enquêtes ? Le dispositif présent dans la base de données *Share* permet d'étudier deux effets du mode de collecte : le placement de la question de santé déclarée dans le questionnaire et la formulation des modalités de réponse proposées.

Les deux effets comptent : le niveau moyen de santé, la distribution des états de santé et les liens de la santé avec d'autres variables sont modifiés lorsque l'on change les conditions de collecte. L'effet de placement est homogène : dans tous les pays de l'échantillon, les individus déclarent en moyenne des niveaux de santé déclarée supérieurs *après* avoir répondu à un questionnaire détaillé portant sur leur état de santé réel, à ceux indiqués quand la question est posée *avant*. Les répondants semblent également accorder une plus grande importance à la dimension fonctionnelle de la santé – mobilité et limitations quotidiennes, sociales et sensorielles – lorsque la variable de santé déclarée se trouve après le questionnaire détaillé.

La formulation des modalités de réponse proposées aux enquêtes modifie également la mesure de la santé auto-déclarée. Par exemple, la Suède apparaît comme le pays le plus sain (sur dix pays) avec une première formulation, alors qu'elle passe au cinquième rang avec une seconde. De plus, nous avons pu montrer que la formulation sélectionnée par la Rand Corporation dans le cadre de son questionnaire *Short Form 36*, généralisée depuis dans la plupart des questionnaires anglo-saxons, n'était pas plus discriminante, en termes de santé réelle, que la formulation généralement utilisée dans les questionnaires de santé d'Europe continentale.

* PSE (Paris-Jourdan Sciences Économiques)

Nous remercions Ed Diener et les participants à la journée d'études sur les données *Share* à l'Irdes pour leurs commentaires. Nous sommes également particulièrement reconnaissants vis-à-vis de deux rapporteurs anonymes pour leurs remarques détaillées.

La « santé » est une des variables les plus présentes dans les analyses économiques, que ce soit comme variable dépendante ou comme variable explicative. Or, nous n'en disposons pas d'une mesure certaine. Selon l'OMS, « *la santé est un état de complet bien-être physique, mental et social et ne consiste pas seulement en une absence de maladie ou d'infirmité* », ce qui n'en fournit pas de définition *objective*. Des mesures « objectives » de la santé nécessitent d'ailleurs une longue liste de questions sur diverses maladies et fonctions, ce qui les exclut de fait de la plupart des enquêtes auxquelles les chercheurs en sciences sociales font appel.

Ces derniers se tournent donc souvent vers des mesures *auto-déclaratives* de la santé, beaucoup plus simples à collecter. La santé auto-déclarée (1) correspond à la perception qu'a l'individu de sa propre santé. On la mesure à l'aide de questions du type :

« *Diriez-vous que votre santé est...*

i)... *très bonne*

ii)... *bonne*

iii)... *moyenne*

iv)... *mauvaise*

v)... *très mauvaise* »

Ce type de variable est utilisé en économie mais aussi dans d'autres disciplines comme l'épidémiologie (Bowling, 2005). Un débat s'est donc instauré sur sa validité. Des auteurs supposent ainsi qu'il existe une variable latente, le niveau de santé réelle, dont le niveau de santé auto-déclarée ne serait qu'un reflet déformant, dans la mesure où les individus auraient des comportements de réponse hétérogènes face aux questions de santé auto-déclarée. Ces différences de comportements de réponse proviendraient de plusieurs sources – culture, éducation, langage et plus généralement niveaux de référence de santé.

Il est donc important de distinguer, dans les réponses aux questions de santé auto-déclarée, ce qui relève de la santé réelle de ce qui relève des comportements hétérogènes de réponse. Cette distinction constitue le problème-clef pour la comparaison de niveaux de santé déclarée entre individus, ou même entre le même individu à deux moments différents du temps (les comparaisons *inter-* et *intra-individuelles*).

Deux méthodes, se fondant toutes deux sur de l'information extérieure, ont été utilisées pour

faire cette distinction. La première recueille l'information la plus exhaustive possible sur l'état de santé réelle des individus. Elle consiste par la suite à relier la santé auto-déclarée à cette information objective et à un certain nombre de variables socioéconomiques d'intérêt (Etilé et Milcent, 2006, par exemple). Quand l'une des variables socioéconomiques apparaît significative, cela signifie qu'elle a une influence sur le comportement de réponse des individus. Il a ainsi été montré que les personnes âgées déclaraient de meilleurs niveaux de santé auto-déclarée (toutes choses égales par ailleurs). La seconde méthode consiste à utiliser des vignettes d'ancrage (Lardjane et Dourgnon, 2007, ce numéro ; Salomon *et al.*, 2004).

Ces deux méthodes permettent de montrer les limites de l'utilisation des mesures de santé auto-déclarée en tant que substitut à une mesure véritable de la santé. Cet article adopte la même perspective mais s'intéresse à un problème particulier : l'évaluation de l'effet des conditions de collecte sur les réponses aux questions de santé déclarée.

Par conditions de collecte, nous entendons une notion large qui regroupe l'ensemble des éléments suivants :

- mode de collecte : face-à-face, par téléphone, questionnaire auto-administré... ;
- formulation de la question et des modalités de réponse ;
- place de la question dans le questionnaire ;
- période de collecte.

Des conditions de collecte différenciées selon les enquêtes et les pays

En ce qui concerne la santé déclarée, les instituts de statistique adoptent des modes de collecte et des formulations assez variables d'un pays et d'un questionnaire à l'autre. La diversité des choix effectués dans les questionnaires de la base d'enquêtes de santé *European Health Interview & Health Examination Surveys Database* l'illustre (cf. annexe 1) (2). La forme la plus courante des questions posées est très générale et s'exprime de la façon suivante : « *Globalement, diriez-vous que votre état de*

1. On trouve également dans la littérature les qualificatifs de *santé déclarée* et de *santé subjective* pour définir ce type de mesures.

2. Cette base est consultable à l'adresse suivante : <https://www.iph.fgov.be/hishes/index.cfm?CFID=70946&CFTOKEN=83041976>

santé est... ». Toutefois, d'autres formulations sont possibles. Par exemple, dans le *British Household Panel Survey* (BHPS), la question est la suivante : « *Pensez s'il vous plaît à votre état de santé au cours des douze derniers mois. Relativement aux personnes de votre âge, diriez-vous que votre santé a été...* » (3). Cette formulation invite le répondant à modifier son point de référence, à la fois en termes d'âge et de période de temps. On dit alors que la question est *contextualisée*.

La formulation des modalités de réponse peut également beaucoup varier d'une étude à l'autre. Tout d'abord, certaines enquêtes proposent aux répondants de se classer sur une échelle numérique sans y associer de modalité verbale. C'est le cas de l'enquête française SUMER (4) qui propose une échelle graduée de 1 à 10. La plupart des enquêtes opèrent toutefois un choix différent en proposant des *items* de réponse sous la forme de propositions verbales. Mais le nombre d'items proposé peut varier sensiblement (de trois items dans plusieurs versions à six items pour la formulation *Rand Short-Form 12*), tout comme leur formulation.

Cette diversité de conditions de collecte risque d'introduire des biais dans les réponses des enquêtés. Une littérature importante en sciences sociales a d'ailleurs montré que les conditions de collecte ont une forte influence sur les réponses données (cf. encadré 1). À notre connaissance, seuls deux articles se sont déjà intéressés aux effets des conditions de collecte sur les déclarations de santé auto-déclarée.

Ahn (2003) évoque cette question en comparant deux enquêtes différentes sur la même période (milieu des années 1990) en Espagne : le *National Health Survey* (NHS) et l'*European Community Household Panel Survey* (ECHP). Les questions de santé auto-déclarée diffèrent par de nombreux aspects entre les deux enquêtes : formulation de la modalité de réponse médiane, question précédée par un questionnaire détaillé de santé, durée totale du questionnaire, totalité des membres d'un foyer interrogés ou une seule personne interrogée par foyer, ou encore effet d'échantillonnage. Il est de ce fait difficile d'isoler l'effet de chacun de ces éléments. Le résultat principal est que les distributions de santé auto-déclarée diffèrent largement entre les deux enquêtes. Dans le NHS, les répondants plus jeunes ont notamment tendance à déclarer des niveaux de santé moins élevés que dans l'ECHP tandis que l'on observe le contraire pour les individus les plus âgés.

Crossley et Kennedy (2002) utilisent un questionnaire australien dans lequel certains individus sélectionnés ont répondu deux fois à la question de santé auto-déclarée : une fois avant un questionnaire détaillé portant sur leur état de santé réel (sous forme de questionnaire auto-administré) et une fois après (en face-à-face). Ceux-ci constituent le groupe de traitement. Les répondants non sélectionnés n'ont répondu qu'une seule fois à la question de santé auto-déclarée (en face-à-face) et n'ont pas répondu au questionnaire détaillé de santé. Ils constituent le groupe de contrôle. En comparant les réponses du groupe de contrôle et du groupe de traitement, ils aboutissent à plusieurs conclusions :

- Le mode de collecte – questionnaire auto-administré vs. face-à-face – a un effet significatif sur la distribution des réponses : les réponses sont plus resserrées autour de la modalité médiane en face-à-face.
- La place de la question de santé auto-déclarée – par rapport à un questionnaire détaillé de santé – a également un impact sur la distribution de réponses, qui est plus resserrée après un questionnaire détaillé de santé. En revanche, le niveau moyen de santé auto-déclarée ne diffère pas significativement d'une distribution à l'autre.
- Il y a une forte erreur de mesure dans les questions de santé auto-déclarée. 28 % des individus du groupe de traitement modifient leur réponse entre avant et après le questionnaire détaillé de santé.

Le dispositif de l'enquête *Share*

Dans l'enquête *Share*, les répondants ont également été séparés aléatoirement en deux groupes selon la technique dite du *split sample* (5). Cela nous permet de mettre en évidence l'ef-

3. En version anglaise, la question est : « Please think back over the last 12 months about how your health has been. Compared to people of your own age, would you say that your health has on the whole been... ». La traduction est le fait des auteurs.

4. L'enquête SUMER (SURveillance MEdicale des Risques) porte sur les expositions professionnelles de différentes natures : nuisances physiques, expositions biologiques ou chimiques et contraintes organisationnelles. Elle a été menée conjointement par l'Inspection médicale du travail (DGT) et la Dares, avec la collaboration de la médecine du travail. Lors de la seconde enquête, en 2003, 50 000 salariés ont été interrogés par 1 800 médecins du travail.

5. La technique du *split sample* consiste à séparer aléatoirement en plusieurs groupes l'échantillon des personnes interrogées. On propose ensuite à chaque groupe une version différente du questionnaire, le plus souvent afin de tester l'effet d'une légère variation de la formulation des questions ou de l'ordre des modalités de réponse.

fet causal de la formulation des modalités de réponse et celui de la place de la question de santé auto-déclarée dans le questionnaire sur les réponses obtenues à la question sur la santé auto-déclarée.

Deux formulations de la question sur la santé auto-déclarée sont proposées aux répondants de l'enquête *Share* : la formulation dite « Rand » et la formulation dite « Europ ». Elles partagent le même intitulé de la question (« *Diriez vous que votre santé est...* ») mais diffèrent par les modalités de réponses offertes (cf. tableau 1) (6).

Les formulations des modalités de réponses Europ et Rand semblent être les plus fréquemment utilisées dans les enquêtes sociales ou de santé (cf. annexe 1). La formulation Europ est la plus ancienne. Elle a été utilisée à partir de la fin de la Seconde Guerre mondiale dans de nombreux questionnaires. La formulation Rand a été utilisée pour la première fois par la Rand Corporation à la fin des années 1970 (Bowling, 2005) dans le cadre du questionnaire « *Short-Form 36* » (SF-36). L'objectif était de mieux discriminer entre les différents états de santé, en partant du constat que les individus avaient spontanément tendance à déclarer des niveaux de santé élevés. Il semblait ainsi nécessaire de proposer aux répondants plus de modalités de réponse connotées positivement que de modalités connotées négativement.

Dans l'enquête *Share*, les individus ont été répartis aléatoirement, au sein de chaque pays, entre deux groupes (cf. schéma 1). Le groupe A a d'abord dû répondre à la question de santé auto-déclarée dans sa formulation de type Rand, puis au questionnaire détaillé de santé physique et mentale de l'enquête *Share*, et enfin à la question de santé auto-déclarée dans sa formulation de type Europ. Les deux questions de santé auto-déclarée ont été interverties pour le groupe B (7). Nous disposons donc de quatre mesures de santé auto-déclarée que nous appelons

Rand1 et Rand2 d'une part, et Europ1 et Europ2 d'autre part, où le chiffre 1 ou 2 indique que la question est placée soit avant (chiffre 1) soit après (chiffre 2) le questionnaire détaillé portant sur l'état de santé (cf. schéma 2).

Quatre mesures de santé déclarée

Dans cette étude, nous exploitons la structure de l'enquête *Share* 2004 afin de comparer la santé déclarée en fonction des questions utilisées (Europ1, Europ2, Rand1 et Rand2). Nous allons notamment chercher à isoler deux effets. Le premier, *l'effet de placement*, correspond à l'effet de répondre à la question de santé déclarée après avoir répondu au questionnaire détaillé de santé réelle plutôt qu'avant. Pour le mettre en évidence, nous devons raisonner à formula-

6. Seuls les intitulés des modalités de réponse en français sont reportés. Les intitulés dans toutes les langues de la base de données *Share* peuvent être trouvés dans Jürges (2007).
7. Les concepteurs du questionnaire ont utilisé le split sample dans l'objectif de rendre les mesures de santé auto-déclarées comparables à la fois avec le questionnaire américain U.S. Health and Retirement Survey, qui adopte la formulation Rand, et avec de nombreux questionnaires européens qui adoptent la formulation Europ, dont le ECHP.

Schéma 1
Architecture du questionnaire *Share*

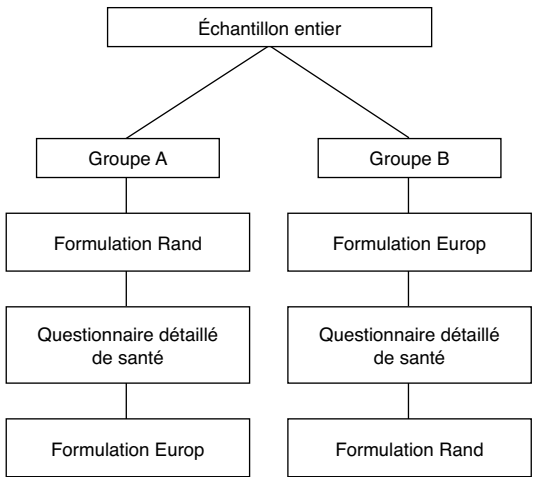


Schéma 2
Quatre autodéclarations de l'état de santé

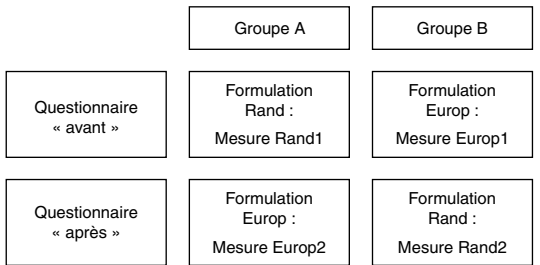


Tableau 1
L'autodéclaration de l'état de santé
Modalités des réponses dans les formulations Rand et Europ

Rang	Rand	Europ
	Diriez-vous que votre santé est...	
5	Excellente	Très bonne
4	Très bonne	Bonne
3	Bonne	Moyenne
2	Acceptable	Mauvaise
1	Médiocre	Très mauvaise

tion (Rand ou Europ) fixée : nous comparerons donc les résultats des questions Rand1 et Rand2 d’une part, et Europ1 et Europ2 d’autre part.

Le second effet est celui de *labels*, c’est-à-dire le fait de se voir proposer les modalités de réponse issues de la formulation Rand au lieu de celles issues de la formulation Europ. Cet effet est plus complexe puisque les réponses ne sont pas mesurées selon la même échelle. Un schéma d’analyse est proposé ci-après. Pour isoler l’*effet de labels*, nous comparerons les réponses aux questions Europ1 et Rand1 d’une part, et Europ2 et Rand2 d’autre part. Nous pouvons ainsi mesurer l’effet de *labels* en neutralisant l’effet de placement.

Avant d’analyser dans le détail l’un et l’autre effet, nous allons présenter les distributions de réponses selon les quatre mesures. Conformément à ce qu’indique la littérature (Bowling, 2005), la distribution de santé est plus symétrique sous la formulation Rand (cf. graphique I). Par ailleurs, pour les deux formulations (Rand et Europ), la santé auto-déclarée est meilleure quand elle est mesurée après le questionnaire détaillé de santé. Avec la formulation Europ, les répondants sont ainsi 45,7 % à se déclarer en bonne santé après le questionnaire détaillé de santé, contre 42 % avant le questionnaire. On observe un phénomène similaire avec la formulation Rand. L’effet de placement tend donc à rendre les répondants plus optimistes quant à leur état de santé.

On peut également comparer les deux réponses données par les mêmes individus aux questions de santé auto-déclarée (cf. tableau 2). Les

chiffres correspondent aux pourcentages de ligne. Par exemple, 20,4 % des individus qui ont répondu « Médiocre » à la question Rand1 (avant le questionnaire détaillé de santé) ont répondu « Très mauvais » à la question Europ2. Ce tableau est difficile à interpréter car les deux effets qui nous intéressent – effet de placement et effet de formulation – sont mêlés. Il semble toutefois confirmer les conclusions auxquelles nous avons abouti en commentant les histogrammes.

- L’effet de placement apparaît clairement. Par exemple, un nombre important (15,9 %) des individus du groupe B qui ont répondu « Très mauvais » à Europ1 répondent « Acceptable » à Rand2, améliorant ainsi leur réponse. Le même phénomène est à l’œuvre quand 8,4 % des individus du groupe B ayant répondu « Mauvais » à Europ1 répondent « Bon » à Rand2.

- Encore une fois, les répondants semblent plus sensibles aux intitulés des modalités de réponses proposées qu’à leur rang. Par exemple, 61,8 % des individus du groupe B qui ont répondu « Bon » à la question Europ1 (quatrième modalité proposée) ont également répondu « Bon » à la question Rand2, contre seulement 30,5 % qui ont répondu « Très bon » (quatrième modalité de la question Rand2). Cela est d’autant plus remarquable que l’effet de placement, dont nous avons vu qu’il pousse les répondants à déclarer un niveau de santé plus élevé, doit induire une augmentation des réponses « Très bon ».

Maintenant que le dispositif présent dans la base *Share* est défini, nous allons mesurer de façon

Tableau 2
L’appréciation « subjective » de la santé : de la première réponse à la seconde
Matrices de transition

		En %				
		1	2	3	4	5
Groupe A (Rand1/Europ2)		Très mauvais	Mauvais	Moyen	Bon	Très bon
Médiocre	1	20,4	56,2	21,6	1,6	0,1
Acceptable	2	0,5	9,8	74,2	15,3	0,2
Bon	3	0,0	0,5	17,9	76,5	5,1
Très bon	4	0,0	0,0	2,9	54,0	43,1
Excellent	5	0,0	0,1	1,3	20,6	78,0
Groupe B (Europ1/ Rand2)		Médiocre	Acceptable	Bon	Très bon	Excellent
Très mauvais	1	80,5	15,9	2,3	0,9	0,5
Mauvais	2	39,5	52,0	8,4	0,1	0,0
Moyen	3	1,2	51,9	41,3	4,8	0,9
Bon	4	0,0	3,1	61,8	30,5	4,5
Très bon	5	0,1	0,2	9,1	44,1	46,5

Lecture : 20,4 % des enquêtés du groupe A qui ont répondu « Médiocre » avec la question Rand1, ont ensuite répondu « Très mauvais » avec la question Europ2.
Le total de chaque ligne est égal à 100 %.
Source : enquête *Share*, 2004.

précise les effets de placement et de *labels* sur la déclaration de santé : ces effets sont-ils statistiquement significatifs ? Leur impact sur la déclaration de santé est-il léger ou décisif ? Comment interpréter ces effets ?

L'effet de la place dans le questionnaire

Pour les deux formulations Rand et Europ, les individus déclarent des niveaux de santé en moyenne supérieurs après le questionnaire détaillé de santé (cf. graphique I). Cela peut traduire un phénomène de conditionnement. On décrit en effet aux répondants de nombreux problèmes de santé dont ils pourraient souffrir. Cela les incite, en moyenne, à réviser leur jugement en relativisant leurs propres problèmes de santé (8). Cependant, Crossley et Kennedy

(2002) ne trouvent pas le même résultat lorsqu'ils analysent un échantillon australien : la déclaration moyenne d'état de santé reste inchangée après le questionnaire détaillé de santé. Ils utilisent dans leur étude la formulation Rand. Cela peut correspondre à des différences culturelles entre Australiens et Européens ou alors à un comportement de réponse spécifique de la part de la population âgée de plus de 50 ans (9).

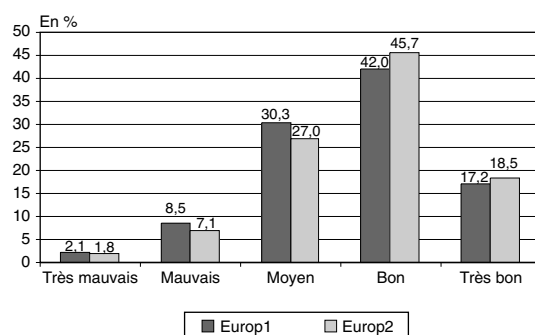
Pour évaluer l'importance de cet effet de placement, nous estimons une régression de type *Probit ordonné* de la santé auto-déclarée (cf. tableau 3). Nous cherchons à isoler l'effet « avoir répondu à la question de santé auto-déclarée après le questionnaire plutôt qu'avant ».

Dans un premier temps, nous estimons un modèle (modèle 1 du tableau 3) dont la seule variable explicative est l'indicatrice de la position de la question de santé auto-déclarée dans le questionnaire (prenant la valeur 1 si la formulation considérée apparaît après le questionnaire détaillé, et la valeur 0 si elle apparaît avant). Le coefficient de cette variable capture l'effet moyen du placement sur la réponse. Comme nous nous situons dans un cadre quasi-expérimental, la sélection au sein des quatre groupes est aléatoire et les variables explicatives sont statistiquement indépendantes de l'indicatrice de placement. La taille de l'effet de placement serait donc inchangée par l'inclusion des variables explicatives.

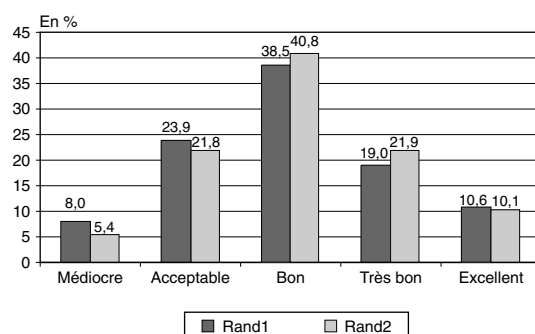
Pour la question Rand comme pour la question Europ, l'effet moyen de placement est d'environ 0,14 et significatif au seuil de 1 %. On retrouve donc bien le résultat selon lequel les réponses à la question de santé auto-déclarée sont plus élevées après le questionnaire détaillé qu'avant celui-ci. Cet effet de placement est remarquablement stable entre pays, comme l'indique le coefficient de l'effet moyen de formulation dans des régressions séparées par pays (non reproduites ici).

Graphique I
L'autodéclaration de l'état de santé (santé « subjective »)
Répartition des réponses, selon que la question est placée avant ou après le questionnaire détaillé de santé

A – Histogrammes « avant » et « après » de l'état de santé subjectif dans le cas de la formulation Europ



B – Histogrammes « avant » et « après » de l'état de santé subjectif dans le cas de la formulation Rand



Lecture : 8 % des enquêtés ont répondu « Médiocre » à la formulation Rand, placée en première position (cas « Rand1 ») ; 5,4 % ont répondu « Médiocre » à la formulation Rand, placée en seconde position (cas « Rand2 »).
Source : enquête Share, 2004.

8. Le signe de cet effet pourrait théoriquement aller dans le sens inverse : le questionnaire de santé pourrait permettre à certaines personnes de se remémorer certaines difficultés qu'elles ont négligées dans un premier élan.

9. Cela peut aussi correspondre à des différences dans la distribution des états de santé. Faisons l'hypothèse d'une variable de santé réelle sous-jacente que les répondants comparent à des seuils pour déterminer leur réponse à la question de santé auto-déclarée. Il n'est pas difficile de voir que si une population est répartie à proximité des seuils, un petit effet, en translatant les seuils, va suffire à faire changer les répondants de catégorie. En revanche, si la population est distribuée de façon à se trouver très éloignée des seuils, un petit effet ne fera changer personne de catégorie.

Dans un second temps, nous enrichissons le modèle précédent en introduisant deux types de variable supplémentaires (modèle 2 du tableau 3) :

- Des variables explicatives de la santé (10). Nous utilisons des variables sociales, économiques, de pays et de santé mentale et physique (cf. annexe 2).

Tableau 3

Analyse multivariée de l'effet de placement :

extraits de la régression de type *Probit ordonné* des réponses obtenues dans les deux cas des formulations Europ et Rand

	Europ		Rand	
	Coefficient	Écart-type	Coefficient	Écart-type
Modèle 1 : indicatrice de placement comme seule variable explicative				
Effet moyen du placement « après », relativement au placement « avant »				
Indicatrice de placement (1)	0,140***	(0,015)	0,133***	(0,015)
Modèle 2 : décomposition de l'effet de placement selon plusieurs dimensions (extrait des résultats)				
Indicatrice de placement (1)	Oui		Oui	
Variables socio-démographiques et de santé (non croisées avec l'indicatrice de placement) (2)	Oui		Oui	
Pays* Indicatrice de placement				
France	Réf.		Réf.	
Autriche	- 0,038	(0,079)	- 0,118	(0,076)
Allemagne	- 0,039	(0,074)	- 0,144**	(0,073)
Suède	- 0,047	(0,071)	- 0,010	(0,069)
Pays-Bas	- 0,095	(0,072)	- 0,238***	(0,070)
Espagne	- 0,068	(0,074)	- 0,049	(0,073)
Italie	0,021	(0,072)	- 0,134*	(0,071)
Danemark	- 0,029	(0,082)	- 0,097	(0,080)
Grèce	- 0,032	(0,077)	- 0,109	(0,075)
Suisse	- 0,105	(0,097)	- 0,072	(0,092)
Revenu* Indicatrice de placement				
2° quartile de revenu (par pays)	- 0,015	(0,045)	0,054	(0,044)
3° quartile de revenu (par pays)	- 0,059	(0,046)	0,083*	(0,045)
4° quartile de revenu (par pays)	- 0,115**	(0,049)	0,065	(0,048)
2° quartile de patrimoine (par pays)	0,048	(0,045)	- 0,005	(0,045)
3° quartile de patrimoine (par pays)	0,011	(0,044)	- 0,028	(0,043)
4° quartile de patrimoine (par pays)	0,032	(0,045)	- 0,058	(0,044)
Nombre d'années d'éducation* I. de placement	0,001	(0,005)	- 0,011**	(0,004)
Célibataire* Indicatrice de placement	- 0,047	(0,040)	0,019	(0,039)
Âge* Indicatrice de placement	- 0,003	(0,002)	0,001	(0,002)
Homme* Indicatrice de placement	- 0,035	(0,035)	0,040	(0,034)
Variables de santé * Indicatrice de placement				
Une maladie chronique	0,155***	(0,042)	0,017	(0,040)
Plus d'une maladie chronique	0,227***	(0,046)	0,133***	(0,044)
Un symptôme	0,020	(0,041)	0,075*	(0,040)
Plus d'un symptôme	0,057	(0,048)	0,106**	(0,046)
Un problème de mobilité	- 0,032	(0,046)	0,010	(0,045)
Plus d'un problème de mobilité	- 0,156***	(0,046)	- 0,025	(0,045)
Une limitation d'activité quotidienne	- 0,039	(0,074)	0,004	(0,075)
Plus d'une limitation d'activité quotidienne	- 0,147*	(0,089)	- 0,130	(0,094)
Une limitation d'activité sociale	0,075	(0,057)	- 0,076	(0,057)
Plus d'une limitation d'activité sociale	- 0,075	(0,077)	- 0,018	(0,078)
Une limitation sensorielle	0,001	(0,040)	- 0,000	(0,038)
Plus d'une limitation sensorielle	- 0,123**	(0,050)	- 0,067	(0,049)
Un problème sur l'échelle de santé mentale Euro-D	- 0,021	(0,046)	- 0,017	(0,044)
Plus d'un problème sur l'échelle de santé mentale Euro-D	- 0,037	(0,042)	0,051	(0,040)
Observations	21 273		21 275	
1. Cette variable, qui prend la valeur 1 si la formulation considérée apparaît après le questionnaire détaillé concernant l'état de santé, et la valeur 0 si elle apparaît avant, permet de capturer l'effet moyen du placement sur la réponse dans le premier modèle. Dans le second modèle, on décompose l'effet moyen de placement en plusieurs parties : le coefficient devant l'indicatrice de placement n'est dès lors plus facilement interprétable. Nous ne le reproduisons donc pas dans le tableau.				
2. L'inclusion de ces variables permet de capturer leur effet principal sur la réponse à la question de santé subjective. Cela garantit que les coefficients devant les effets croisés avec l'indicatrice de placement mesurent bien l'impact des variables sur la taille et le signe de l'effet de placement.				

Lecture : avec la formulation Europ, l'effet de placement augmente la propension à se déclarer en bonne santé de 0,14. L'écart-type de ce coefficient est de 0,015. Il est donc significativement différent de zéro au seuil de 1 %. Dans une régression de type Probit ordonné, les coefficients ne sont pas directement interprétables en termes quantitatifs : il faut passer par les effets marginaux (cf. graphique II). Il est toutefois possible de comparer deux coefficients entre eux : s'ils sont semblables, ils auront un effet similaire sur la propension à se déclarer en bonne santé.

* : significatif au seuil de 10 % ; ** : significatif au seuil de 5 % ; *** : significatif au seuil de 1 %.

- Des termes croisés entre effet de placement et variables explicatives. Si le coefficient des termes croisés est significativement différent de 0, cela signifie que l'effet de placement diffère d'un groupe à un autre.

Tout d'abord, en le comparant aux effets des autres variables, l'effet de placement apparaît comme étant à peu près deux fois moins fort que celui d'avoir un problème de mobilité (pour l'individu moyen de l'échantillon).

Par ailleurs, les termes croisés indiquent quels individus sont les plus sensibles à l'effet de placement. Parmi les variables socioéconomiques, seule l'éducation semble expliquer significativement au seuil de 5 % (pour Rand du moins) l'amélioration des réponses entre avant et après le questionnaire. Les individus les plus éduqués augmentent significativement moins leur déclaration de santé : ils sont dès lors moins sensibles aux effets de placement. Le même résultat est trouvé par Johnson *et al.* (1998) dans leur étude sur la criminalité et les problèmes sociaux. Ils l'interprètent en termes de sophistication cognitive induite par l'éducation.

En ce qui concerne les variables de santé, ceux qui souffrent de maladies chroniques et de symptômes augmentent plus leur niveau de santé déclarée que les autres individus ; en revanche, les individus qui souffrent de problèmes de mobilité ou de limitations augmentent moins leur déclaration. Notre interprétation est la suivante : le fait d'avoir répondu au questionnaire détaillé de santé conduit les individus à adopter une conception plus fonctionnelle de la santé, légèrement moins centrée sur la présence de maladies. C'est un cas typique d'effet de contexte (cf. encadré).

L'ensemble des termes croisés est significatif au seuil de 1 %, comme l'indiquent les tests du ratio de vraisemblance entre les modèles avec termes croisés (modèle 2) et les modèles contraints sans termes croisés (modèle 1). Néanmoins, le gain de vraisemblance entre les deux spécifications est assez faible. Cela signifie que, dans l'ensemble, l'effet de placement est homogène. Ce constat est un signe de robustesse de la santé déclarée et il a des conséquences fortes pour les utilisateurs de cette mesure : utiliser une mesure de santé déclarée recueillie avant ou après un questionnaire détaillé portant sur l'état de santé du répondant affecte seulement le niveau moyen de santé déclarée. Ce choix n'affecte pas les relations entre la santé et les autres variables qui peuvent intéresser le chercheur ou l'utilisateur

de statistiques (caractéristiques socio-démographiques par exemple).

La taille de l'effet de placement peut être comparée à celle des effets d'autres variables explicatives, en construisant ce que l'on appelle en économétrie les effets marginaux (cf. graphique II). Dans une régression de type *Probit ordonné*, les effets marginaux d'une variable explicative reflètent l'effet de cette dernière sur les probabilités de déclarer chacune des modalités de la variable expliquée, ici la santé déclarée. Les effets marginaux de chaque variable explicative sont donc au nombre de cinq, un par modalité de la variable de santé déclarée. L'effet marginal d'une variable discrète X (par exemple le genre) sur une modalité donnée (par exemple répondre « Excellent ») est une différence de probabilités, fondée sur un ensemble de variables explicatives prédéfinies. Le premier membre de cette différence, prédit par le modèle *Probit ordonné*, est la probabilité qu'un individu, ayant la caractéristique étudiée X et un ensemble de caractéristiques prédéfinies (11), déclarent la modalité M . Le second membre est la probabilité prédite qu'un individu ne possédant pas la caractéristique X , mais possédant le même ensemble de caractéristiques prédéfinies, répondent la modalité M . Dans le graphique II, l'effet marginal est exprimé en points de pourcentage : par exemple, l'effet de placement accroît la probabilité de se déclarer être en excellente santé de 4,1 points de pourcentage, la faisant passer de 21,2 % à 25,3 %. On constate ainsi que l'effet de placement est du même ordre de grandeur que l'effet de revenu (défini comme le passage du premier au quatrième quartile de revenu).

L'effet de labels

Deux modèles polaires de réponse sont envisageables pour prédire l'effet de *labels*, défini, rappelons-le, comme l'effet de se voir proposer la formulation Rand plutôt qu'Europ :

1) Les enquêtés ne répondent qu'en fonction des *intitulés* de réponses, sans tenir compte du

10. Ces variables explicatives ne servent pas à contrôler l'effet de placement, puisque nous nous situons dans un cadre quasi-experimental (la répartition des individus dans les groupes A et B du schéma 1 a été effectuée aléatoirement). Leur rôle consiste à isoler l'impact des termes croisés.

11. Ici, les effets marginaux sont calculés pour un individu ayant les caractéristiques prédéfinies suivantes : de sexe masculin, français, premiers quartiles de revenu et de patrimoine, en parfaite santé objective, âgé de 65 ans, avec 10 années d'études. Cet individu fictif a, d'après le modèle 2 du tableau 3 et dans la formulation Rand : une probabilité de 21,2 % de se déclarer en excellente santé, de 37,2 % de se déclarer en très bonne santé, de 37,5 % de se déclarer en bonne santé, de 4 % de déclarer son état de santé acceptable et de 0,1 % de le déclarer médiocre.

rang de celles-ci (*hypothèse d'équivalence des intitulés*). Dans ce cas, un individu qui aurait répondu « Très bon » avec la formulation Europ (modalité 1), répondra « Excellent » ou « Très bon » avec la formulation Rand (modalités 1 et 2). Un individu qui aurait répondu « Bon » avec la formulation Europ (modalité 2) répondra également « Bon » avec la formulation Rand (modalité 3).

2) Les enquêtés ne répondent qu'en fonction du *rang* des réponses, sans tenir compte de l'intitulé des réponses (*hypothèse d'équivalence*

des rangs). Dans ce cas, un individu qui aurait répondu « Très bon » avec la formulation Europ (modalité 1), répondra « Excellent » avec la formulation Rand (modalité 1). Selon ce modèle, on devrait n'observer que de très faibles différences, non statistiquement significatives, entre les histogrammes d'Europ1 et de Rand1 d'une part, et ceux d'Europ2 et de Rand2 d'autre part.

Ces deux cas polaires peuvent être illustrés à l'aide des données issues de la question Europ1 (cf. tableau 4).

Encadré

CONDITIONS DE COLLECTE ET DONNÉES SUBJECTIVES

De façon générale, un effet de condition de collecte fait appel à la perception qu'a un individu d'une question ou d'un choix. De tels effets ont été mis en évidence dans au moins deux contextes : les préférences dans les situations de choix en environnement risqué ; et l'auto-évaluation par les répondants de leur propre situation.

Dans le premier contexte, la recherche s'est surtout focalisée sur les effets de formulation de la question et des modalités de réponse. Ces derniers sont définis par Tversky et Kahneman (1981) comme la conception par l'acteur des implications, des conséquences et de l'environnement associés à un choix particulier (« *the decision-maker's conception of the act, outcomes and contingencies associated with a particular choice* »). Ces mêmes auteurs montrent que les réponses individuelles sont très différentes selon que l'on décrit les retombées d'une décision en termes de gains ou de pertes. Un des exemples les plus connus est celui des programmes de vaccination : en présentant le programme en termes d'individus qui seront épargnés plutôt qu'en termes d'individus qui mourront de la maladie, les répondants sont plus averses au risque.

Dans le contexte de l'auto-évaluation, des psychologues et des statisticiens ont étudié l'impact de l'ordre des questions dans le questionnaire et celui de la formulation des réponses proposées. Les questions posées avant la question d'intérêt influent notamment sur les réponses données. Plusieurs raisons peuvent expliquer ce phénomène. D'abord, les répondants veulent donner une image cohérente de leurs choix au sein du questionnaire : si une question appelle une réponse positive, les réponses aux questions suivantes seront plus souvent positives. Ensuite, les enquêtés peuvent réagir par contraste par rapport aux questions précédentes. Le score d'honnêteté d'un individu généralement perçu comme malhonnête sera encore plus faible si la question qui le mesure suit l'évaluation d'un individu considéré comme plus honnête. Enfin, les questions précédant la question d'intérêt définissent un contexte qui influence la perception des ques-

tions suivantes (Moore, 2002). Par exemple, les individus sont plus nombreux à indiquer que la criminalité est le plus grand problème social si ils ont répondu auparavant à une série de questions sur leur expérience personnelle vis-à-vis du crime (Johnson *et al.*, 1998). Pour ce qui est de l'auto-évaluation, le même phénomène se produit. Schwarz et Strack (1999) donnent l'exemple suivant. Si la satisfaction dans la vie est mesurée avant la fréquence de rendez-vous galants, la corrélation entre ces deux mesures est quasiment nulle (- 0,12) ; si les rendez-vous galants sont mesurés avant la satisfaction dans la vie, cette corrélation devient significative (0,66).

Schwarz (1999) et Schwarz et Strack (1999) fournissent des revues de littérature détaillées de l'impact des conditions de collecte. En particulier, Schwarz (1999) décrit dans quelle mesure les formulations des réponses proposées aux questions subjectives ont une influence sur l'information recueillie. Par exemple, 13 % des individus déclarent avoir eu beaucoup de succès dans leur vie quand l'échelle de réponse s'étend de 0 à 10, contre 34 % quand l'échelle va de - 5 à 5, alors que les mêmes *labels* sont associés aux deux extrémités de la distribution.

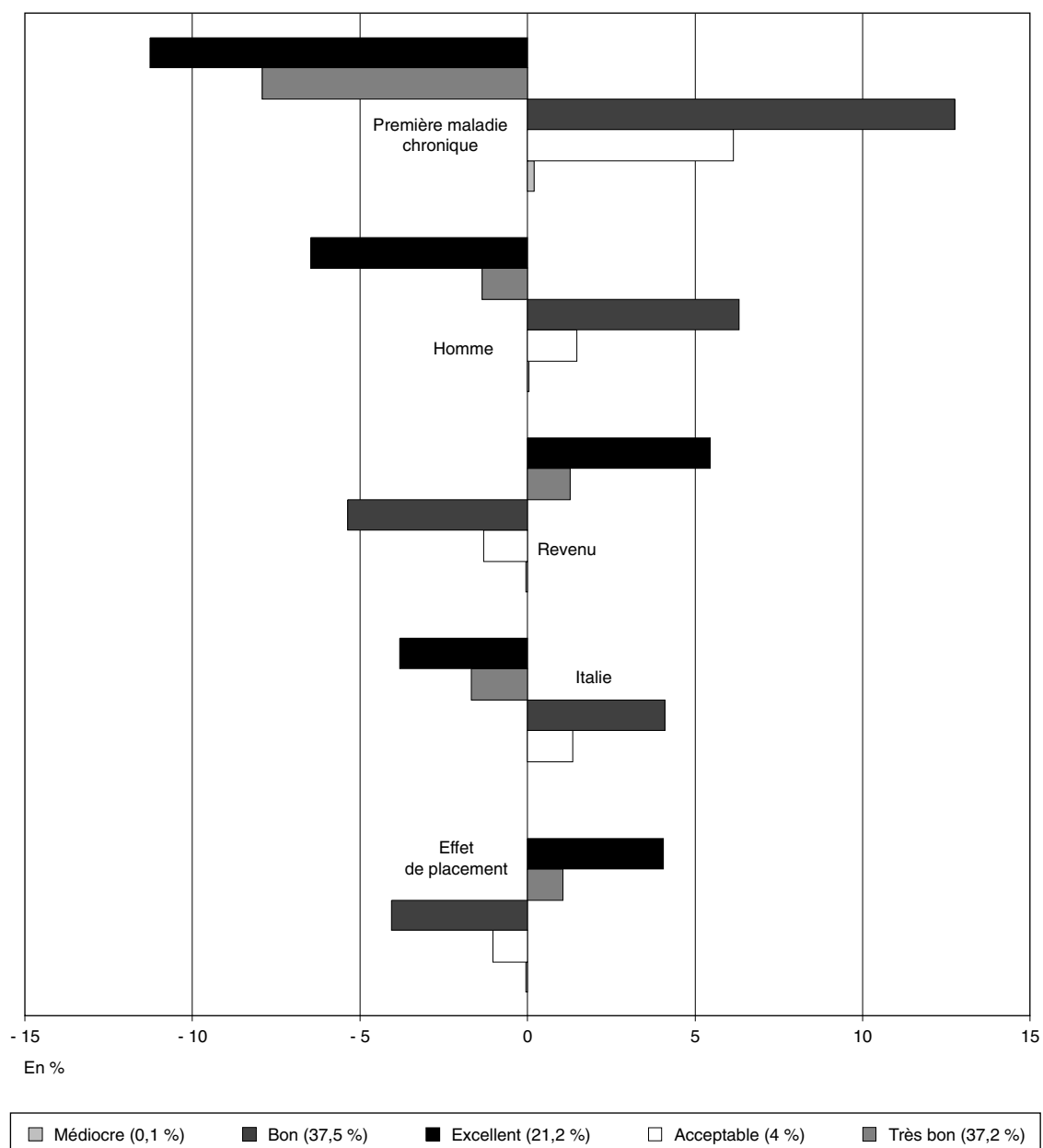
Dans le contexte de la santé, l'échelle de réponses proposée influence aussi significativement l'importance mesurée des symptômes. Dans l'exemple donné par Schwarz (1999), la proportion d'individus déclarant souffrir de symptômes médicaux plus de deux fois par mois est plus élevée sur une échelle de haute fréquence (« deux fois par mois ou moins » jusqu'à « plusieurs fois par jour ») que sur une échelle de basse fréquence (« jamais » jusqu'à « plus de deux fois par mois »). Un article récent de Nicholls *et al.* (2006) souligne également un biais directionnel dans les réponses aux questions subjectives mesurées à l'aide d'une échelle visuelle : la satisfaction déclarée était plus élevée quand les réponses positives se trouvaient à la gauche de l'échelle visuelle que quand celles-ci se trouvaient à la droite.

Les histogrammes du graphique I ne correspondent pas exactement à ces modèles théoriques de réponse. Ils semblent surtout très éloignés de ce que décrit le modèle théorique d'équivalence des rangs. En revanche, le modèle d'équivalence des intitulés semble constituer une approximation correcte des distributions, sauf pour la première modalité de Europ (« Très bon ») qui a un effectif considérablement plus faible que

celui des deux premières modalités de Rand (« Excellent » et « Très bon »).

Pour tester formellement la validité de l'une ou l'autre hypothèse, nous estimons deux régressions de type *Probit ordonné* (cf. tableau 5). Dans le premier modèle, celui d'équivalence des rangs, on construit une nouvelle variable selon les modalités définies dans le tableau 6.

Graphique II
Effets marginaux de cinq variables sur la santé déclarée



Lecture : un individu aux caractéristiques suivantes – sexe féminin, français, premiers quartiles de revenu et de patrimoine, en parfaite santé objective, âgé de 65 ans et ayant effectué 10 années d'études – a, d'après l'estimation de la régression de type Probit ordonné avec la formulation Rand, une probabilité de 21,2 % de se déclarer en excellente santé (cf. légende). Si on modifie les caractéristiques de cet individu pour lui ajouter une maladie chronique, sa probabilité de se déclarer en excellente santé diminue de 11,3 points de pourcentage : elle passe donc à 9,9 % (21,2 - 11,3). L'effet de placement (i.e. le fait d'être placé après plutôt qu'avant le questionnaire concernant l'état de santé) augmente la probabilité de déclarer son état de santé « Excellent » de 4,1 points de pourcentage. L'effet revenu fait référence à un passage du premier quartile vers le dernier quartile de revenu.

Cette variable prend la valeur 1 si un individu du groupe A (cf. schéma 1), qui s'est vu poser la question Rand1 avant le questionnaire détaillé de santé, a répondu « Médiocre » (modalité 1). Elle prend également la valeur 1 si un individu du groupe B, qui s'est vu poser la question Europ1 avant le questionnaire détaillé de santé, a répondu « Très mauvais » (modalité 1).

Dans la première spécification, on régresse cette variable sur une indicatrice, l'indicatrice de *labels*, qui prend la valeur 1 si l'individu s'est vu poser la question Rand et 0 s'il s'est vu poser la question Europ. Si l'hypothèse que nous avons formulée est réellement celle qui sous-tend le comportement de réponse des individus, mesurer la santé déclarée selon la formulation Europ ou Rand ne devrait faire aucune différence : le coefficient de l'indicatrice de *labels* devrait donc être nul. Or c'est loin d'être le cas puisqu'il est d'environ - 0,9 (significatif au seuil de 1 %). L'hypothèse d'équivalence des rangs est donc très franchement rejetée par les données.

Le second modèle (colonnes 4 et 5 du tableau 5) fait l'hypothèse que l'équivalence des intitulés sous-tend le comportement de réponse des enquêtés. La variable dépendante est construite en conséquence, selon les modalités décrites dans le tableau 6. Une nouvelle fois, le coefficient de l'indicatrice de *labels* est significativement différent de zéro au seuil de 1 % (0,416). L'hypothèse d'équivalence des intitulés est donc également rejetée par les données.

Il n'est *a priori* pas évident de déterminer quel modèle reflète le mieux le comportement de réponses des enquêtés. En effet, les deux modèles sont difficilement comparables : la variable dépendante du premier comporte cinq modalités tandis que celle du second n'en comporte que quatre. Cependant, les coefficients des variables explicatives (non croisées avec l'indicatrice

de *labels*) mesurés dans l'un et l'autre modèle sont très proches (ces coefficients ne sont pas reproduits dans le tableau 5). Par exemple, les coefficients de l'indicatrice de genre et de celle de première maladie chronique sont respectivement de - 0,205 et de - 0,532 dans le premier modèle (hypothèse d'équivalence des rangs) et de - 0,220 et - 0,540 dans le second modèle (hypothèse d'équivalence des intitulés). Il semble de ce fait raisonnable de comparer directement l'intensité des coefficients de l'indicatrice de *labels* dans l'un et l'autre modèle, et il apparaît clairement, qu'en moyenne, le répondant de la base *Share* répond aux questions de santé auto-déclarée en se fondant plus sur l'intitulé des réponses que sur leur rang.

Pour chacun de ces deux modèles (hypothèse d'équivalence des rangs et d'équivalence des intitulés), nous avons construit une seconde spécification en ajoutant comme variables explicatives les variables socio-démographiques et de santé de l'annexe 2, ainsi que des termes croisés entre celles-ci et l'indicatrice de *labels*.

Les termes croisés avec l'effet de *labels* sont collectivement plus significatifs que ceux du tableau 3, comme l'indique le gain de vraisemblance entre les deux spécifications. Ainsi, nous arrivons mieux à décomposer l'effet de label que l'effet de placement. De ce fait, l'effet de *labels* se révèle moins homogène. Ceci est surtout dû aux termes croisés avec les indicatrices de pays, plutôt qu'aux termes croisés avec les variables socioéconomiques ou de santé. Les coefficients estimés indiquent que les Danois et surtout les Suédois sont ceux dont le comportement de réponse se rapproche le plus de l'hypothèse d'équivalence des rangs. Par conséquent, dans une analyse internationale, le choix de la formulation de la variable de santé déclarée (Rand ou Europ) modifiera les résultats, que la santé déclarée soit utilisée comme variable

Tableau 4
Deux cas polaires de l'effet de formulation

En %					
Distribution initiale (Europ1)	Très mauvais 2,0	Mauvais 8,5	Moyen 30,3	Bon 42,0	Très bon 17,1
Distribution théorique (Rand1)					
Équivalence des rangs	Médiocre 2,0	Acceptable 8,5	Bon 30,3	Très bon 42,0	Excellent 17,1
Équivalence des intitulés	Médiocre 10,5	Acceptable 30,3	Bon 42,0	Très bon + Excellent 17,1	

Lecture : dans le cas où les répondants réagiraient selon le principe d'équivalence des intitulés, la modalité « Médiocre » de la formulation Rand devrait réunir les modalités « Très mauvais » et « Mauvais » de la formulation Europ (10,5 = 2,0 + 8,5). S'ils réagissent selon un principe d'équivalence des rangs, les cinquièmes rangs des deux échelles (respectivement « Médiocre » et « Très mauvais ») doivent recueillir le même pourcentage (2,1 %).

Tableau 5

Analyse multivariée de l'effet de *labels* : extraits de la régression de type *Probit ordonné* de la santé auto-déclarée selon les deux hypothèses de comportement de réponse des enquêtés : équivalence des rangs et équivalence des intitulés

	Équivalence des rangs (1)		Équivalence des modalités (2)	
	Coefficient	Écart-type	Coefficient	Écart-type
Spécification 1 : indicatrice de labels comme seule variable explicative				
Effet de labels : répondre à la formulation Rand plutôt qu'à la formulation Europ				
Indicatrice de labels (3)	- 0,904***	(0,016)	0,416***	(0,016)
Spécification 2 : décomposition de l'effet de labels selon plusieurs dimensions (extrait des résultats)				
Indicatrice de labels (3)	- 0,864***	(0,14)	0,383	(0,15)
Variables socio-démographiques et de santé (non croisées avec l'indicatrice de placement) (4)	Oui		Oui	
Pays* Indicatrice de placement				
France	Réf.		Réf.	
Autriche	0,268***	(0,077)	0,274***	(0,079)
Allemagne	0,124*	(0,073)	0,148**	(0,075)
Suède	0,616***	(0,070)	0,591***	(0,072)
Pays-Bas	0,191***	(0,070)	0,143**	(0,072)
Espagne	0,103	(0,072)	0,108	(0,074)
Italie	0,240***	(0,070)	0,229***	(0,072)
Danemark	0,487***	(0,080)	0,388***	(0,083)
Grèce	0,121	(0,075)	0,139*	(0,077)
Suisse	- 0,024	(0,093)	- 0,035	(0,097)
Revenu* Indicatrice de placement				
2° quartile de revenu (par pays)	- 0,035	(0,044)	- 0,027	(0,046)
3° quartile de revenu (par pays)	- 0,082*	(0,045)	- 0,091*	(0,047)
4° quartile de revenu (par pays)	- 0,069	(0,048)	- 0,071	(0,050)
2° quartile de patrimoine (par pays)	0,035	(0,045)	0,031	(0,046)
3° quartile de patrimoine (par pays)	0,003	(0,043)	0	(0,045)
4° quartile de patrimoine (par pays)	0,05	(0,044)	0,027	(0,046)
Nombre d'années d'éducation* I. de placement				
Célibataire* Indicatrice de placement	0,01**	(0,005)	0,007	(0,005)
Âge* Indicatrice de placement	- 0,034	(0,039)	- 0,052	(0,040)
Homme* Indicatrice de placement	- 0,002	(0,0018)	- 0,001	(0,0019)
	- 0,033	(0,034)	- 0,071**	(0,036)
Variables de santé * Indicatrice de placement				
Une maladie chronique	0,01	(0,041)	0,071*	(0,043)
Plus d'une maladie chronique	- 0,08*	(0,045)	- 0,005	(0,046)
Un symptôme	- 0,089**	(0,040)	- 0,061	(0,042)
Plus d'un symptôme	- 0,102**	(0,047)	- 0,051	(0,048)
Un problème de mobilité	- 0,071	(0,045)	- 0,034	(0,046)
Plus d'un problème de mobilité	- 0,07	(0,045)	- 0,064	(0,046)
Une limitation d'activité quotidienne	- 0,019	(0,074)	- 0,0298	(0,076)
Plus d'une limitation d'activité quotidienne	0,02	(0,092)	- 0,035	(0,095)
Une limitation d'activité sociale	0,054	(0,057)	0,022	(0,058)
Plus d'une limitation d'activité sociale	0,028	(0,078)	- 0,045	(0,080)
Une limitation sensorielle	- 0,03	(0,039)	- 0,018	(0,040)
Plus d'une limitation sensorielle	- 0,103**	(0,049)	- 0,079	(0,050)
Un problème sur l'échelle de santé mentale Euro-D	- 0,018	(0,044)	- 0,031	(0,046)
Plus d'un problème sur l'échelle de santé mentale Euro-D	- 0,076*	(0,040)	- 0,102**	(0,042)
Observations	21 273		21 273	
1. L'hypothèse d'équivalence des rangs suppose que l'enquête répond à la question de santé subjective en se fondant uniquement sur le rang des modalités qui lui sont proposées, sans se référer à l'intitulé de celles-ci (cf. tableau 2). 2. L'hypothèse d'équivalence des labels suppose que l'enquête répond à la question de santé subjective en se fondant uniquement sur les intitulés des modalités qui lui sont proposées, sans se référer au rang de celles-ci (cf. tableau 2). 3. Cette variable, qui prend la valeur 1 si le répondant s'est vu proposer les modalités de réponse de type Rand, et la valeur 0 si il s'est vu proposer les modalités de type Europ, permet de capturer l'effet moyen de labels sur la réponse (dans le premier modèle). Dans le second modèle, on décompose l'effet moyen de labels en plusieurs parties : le coefficient devant l'indicatrice de placement n'est dès lors plus facilement interprétable. 4. L'inclusion de ces variables permet de capturer leur effet principal sur la réponse à la question de santé subjective. Cela garantit que les coefficients devant les effets croisés avec l'indicatrice de labels mesurent bien l'impact des variables sur la taille et le signe de l'effet de labels.				

Lecture : si les enquêtés répondaient aux questions de santé déclarée conformément à l'hypothèse d'équivalence des rangs, le coefficient de l'indicatrice de *labels* devrait être nul dans la seconde colonne. Ce n'est pas le cas puisqu'il est significativement différent de zéro au seuil de 1 %, avec une valeur de - 0,904 et un écart-type de 0,016.

Dans le modèle 2, on voit que les Autrichiens ont un comportement de réponse significativement différent de celui des Français (coefficient de 0,268 avec un écart-type de 0,077). Puisque le coefficient est positif, il s'ajoute au coefficient principal de l'indicatrice de *labels* (- 0,864). Le coefficient de l'indicatrice de *labels* est donc moins élevé pour les Autrichiens (- 0,596 = 0,268 - 0,864) que pour les Français (- 0,864). Ces derniers sont donc plus éloignés d'un comportement de réponse conforme à l'hypothèse d'équivalence des rangs que leurs congénères autrichiens.

Note : Dans ce tableau, on compare les réponses aux questions Europ1 et Rand1 (avant le questionnaire portant sur l'état de santé détaillé du répondant). On peut effectuer des régressions similaires pour comparer les réponses aux questions Europ2 et Rand2. Les résultats sont très proches mais des contraintes de place nous empêchent de les reproduire ici. L'effet de *labels* est donc de même nature avant et après le questionnaire détaillé de santé réelle.

* : significatif au seuil de 10 % ; ** significatif au seuil de 5 % ; *** significatif au seuil de 1 %.

expliquée ou comme variable explicative. Dans une analyse circonscrite à un seul pays, les résultats seront beaucoup plus robustes au choix de formulation, puisque les termes croisés avec les variables socioéconomiques sont pour la plupart non significativement différents de zéro. Les analyses qui introduisent des mesures déclaratives de la santé semblent donc assez pertinentes au niveau national, puisque les individus semblent partager un cadre de référence commun qui oriente leur comportement de réponse. Au niveau international, l'absence de cadre commun et les problèmes de traduction, nécessairement imparfaite, rendent extrêmement sensible toute analyse intégrant une variable de santé subjective.

Les classements internationaux de santé déclarée sont sensibles aux effets de placement et de labels

Pour illustrer ce danger, nous nous intéressons au rang de chaque pays en termes de santé auto-déclarée (cf. tableau 7).

Le classement des pays selon le pourcentage d'individus qui déclarent un niveau de santé égal ou supérieur à « Bon » (niveaux 1 à 2 pour Europ, et 1 à 3 pour Rand) montre une certaine variabilité selon les conditions de collecte. La position de la question de santé au sein du questionnaire a notamment un impact léger sur le classement relatif des pays. Par exemple, la Grèce passe du 4^e au 6^e rang selon que l'on considère Europ1 ou Europ2, tandis que la France évolue dans le sens inverse. Le même phénomène s'observe pour les questions Rand, quoique le classement qui en résulte semble plus stable. La formulation des modalités de réponse (effet de labels) modifie plus substantiellement le classement des pays. Ici, c'est la Suède qui passe de la cinquième place avec Europ à la première place avec Rand (bien que son classement soit stable par rapport au placement de la question de santé auto-déclarée).

Les mêmes analyses menées sur les variables d'éducation et d'âge, réparties en quartiles (non reproduites ici) et tous pays confondus, donnent des classements qui sont totalement stables en

Tableau 6
Construction des deux spécifications pour tester la nature de l'effet de labels

Équivalence des rangs	1	2	3	4	5
Europ	Très mauvais	Mauvais	Moyen	Bon	Très bon
Rand	Médiocre	Acceptable	Bon	Très bon	Excellent
Équivalence des intitulés	1	2	3	4	
Europ	Très mauvais +	Moyen	Bon	Très bon	
Rand	Mauvais + Médiocre	Acceptable	Bon	Très bon + Excellent	

Lecture : Sous l'hypothèse d'équivalence des rangs, la réponse « Très mauvais » à la question de santé déclarée de type Europ équivaut à la réponse « Médiocre » de la formulation de type Rand. Sous l'hypothèse d'équivalence des intitulés, la réponse « Médiocre » équivaut aux deux réponses « Très mauvais » et « Mauvais » de la formulation Europ. Les deux variables ainsi construites font office de variables dépendantes dans une régression de type Probit ordonné (cf. tableau 5), et ce afin de déterminer la validité des deux hypothèses susmentionnées.

Tableau 7
Proportion d'individus qui ont répondu mieux que « bon » selon la formulation

En %

	Europ 1		Europ 2		Rand 1		Rand 2	
Moyenne	59,1		64,2		68,1		72,8	
France	59,3	(7)	69,1	(4)	64,7	(7)	70,9	(7)
Autriche	59,6	(6)	64,3	(7)	69,7	(5)	73,1	(6)
Allemagne	54,7	(8)	57,7	(8)	60,4	(8)	65,3	(8)
Suède	61,9	(5)	67,7	(5)	86,0	(1)	90,5	(1)
Pays-Bas	67,2	(2)	72,5	(3)	73,5	(3)	74,7	(4)
Espagne	48,6	(9)	52,0	(10)	53,3	(10)	60,7	(10)
Italie	45,4	(10)	53,6	(9)	56,0	(9)	62,5	(9)
Danemark	66,0	(3)	72,7	(2)	72,9	(4)	76,8	(3)
Grèce	64,0	(4)	64,3	(6)	68,1	(6)	73,9	(5)
Suisse	79,8	(1)	82,0	(1)	83,5	(2)	85,4	(2)

Lecture : 59,3 % des Français interrogés déclarent un état de santé « bon » ou supérieur avec la formulation Europ1. Cela place la France en septième position (sur dix pays analysés) par rapport à ce critère.

fonction du placement (1 ou 2) et de la formulation (Europ ou Rand). Cela confirme que la distribution de santé auto-déclarée entre pays soit plus sensible aux conditions de collecte que la distribution de santé auto-déclarée entre individus au sein d'un seul pays.

Le pouvoir discriminant des formulations de la question de santé subjective

Le pouvoir discriminant d'une mesure synthétique de santé, c'est-à-dire sa capacité à distinguer entre les différents niveaux de santé réelle, est un aspect déterminant pour juger de sa pertinence. C'est d'ailleurs une des préoccupations des concepteurs de la formulation Rand, qui cherchaient à obtenir une distribution plus symétrique afin de mieux discriminer entre les différents états de santé. Dans cette optique, il semble important de comparer le pouvoir discriminant des quatre mesures de santé auto-déclarée dont nous disposons.

Une première façon d'évaluer leur pouvoir discriminant consiste à regarder si les répondants diffèrent en moyenne selon leur réponse à ces questions. Pour évaluer ces différences, nous avons sélectionné plusieurs variables mesurant des caractéristiques socio-économiques et l'état de santé réelle du répondant (cf. l'annexe 2, pour une présentation des variables retenues). La formulation Europ1 de la question de santé auto-déclarée permet de discriminer correctement les variables socio-économiques et les

variables de santé réelle (cf. tableau 8). Par exemple, les individus qui ont répondu qu'ils avaient un état de santé « Très bon » avec cette formulation n'ont en moyenne que 0,55 maladie chronique (sur 14 possibles). Les individus qui ont répondu « Bon », « Moyen », « Mauvais » et « Très mauvais » ont respectivement 1,09, 2,04, 2,85 et 3,27 maladies chroniques.

Mais cette évaluation du pouvoir discriminant de la formulation Europ1 ne permet pas de comparer le pouvoir discriminant de nos quatre mesures. C'est pourquoi nous nous tournons vers une mesure plus synthétique : la part de variance inter-modalité dans la variance totale de chaque variable d'intérêt. Cette mesure s'apparente à une corrélation, mais elle est mieux adaptée à nos données qui croisent une variable catégorielle (la santé auto-déclarée) avec des variables qui peuvent être considérées pour la plupart comme quantitatives. Le tableau 9 détaille la construction de cet indicateur pour la formulation Europ1 et pour la variable de maladies chroniques.

Toutes les mesures de santé auto-déclarée discriminent beaucoup mieux les variables de santé réelle que les variables socioéconomiques (cf. tableau 10). Par ailleurs, on remarque que le pouvoir discriminant de la santé auto-déclarée par rapport aux problèmes de mobilité et aux variables de limitations (quotidiennes, sociales et sensorielles) est plus important quand la santé déclarée est mesurée après le questionnaire détaillé. De ce fait, la mesure de la santé

Tableau 8
Pouvoir discriminant de la formulation Europ1
Valeur moyenne de variables socio-démographiques et de santé selon la réponse à la question de santé subjective Europ1

	Très bon 5	Bon 4	Moyen 3	Mauvais 2	Très mauvais 1	Moyenne
Variables socio-démographiques						
Patrimoine (euros)	425 312	303 515	203 419	136 201	105 125	276 637
Revenu brut annuel (euros)	29 465	24 114	18 718	15 450	14 150	22 498
Âge	61,7	64,4	67,9	70,3	72,8	65,6
Homme	0,51	0,48	0,42	0,39	0,45	0,46
Célibataire	0,23	0,23	0,29	0,35	0,40	0,26
Nombre d'années d'études	11,9	10,6	8,9	7,9	7,9	10,0
Variables de santé						
Maladies chroniques	0,55	1,09	2,04	2,85	3,27	1,47
Symptômes	0,55	0,99	2,00	3,23	4,14	1,47
Mobilité	0,26	0,76	2,04	4,08	5,74	1,44
Consommation de médicaments	0,45	1,01	1,93	2,83	3,24	1,38
Limitation dans les activités quotidiennes	0,02	0,06	0,21	0,82	2,06	0,20
Limitation dans les activités sociales	0,05	0,12	0,40	1,27	2,73	0,34
Santé mentale	1,28	1,67	2,77	4,41	5,35	2,23
Sens	0,80	0,95	1,20	1,48	1,67	1,06
Observations	1 819	4 413	3 153	870	210	10 465

Lecture : les individus qui ont répondu « Très bon » à la question Europ1 ont un patrimoine moyen de 425 312 euros tandis que les individus qui ont répondu « Très mauvais » ont un patrimoine plus faible de 105 125 euros. L'ensemble des enquêtés, toutes modalités de réponse à la question Europ1 confondues, a un patrimoine moyen de 276 637 euros.

recueillie par autodéclaration *après* le questionnaire détaillé semble intégrer de façon plus importante des dimensions qui sont introduites dans ce questionnaire détaillé et qui appartiennent de façon moins évidente au domaine de la santé, comme les dimensions fonctionnelles. Ce résultat confirme notre interprétation des termes croisés de santé dans le tableau 3.

Enfin, la plus grande symétrie de l'histogramme des questions Rand1 et Rand2 aurait pu laisser penser que la formulation Rand était plus discri-

minante que la formulation Europ. Cependant, ce n'est pas le cas : les formulations Europ et Rand sont tout autant discriminantes par rapport aux variables de santé considérées dans cette étude.

Conséquences pour la recherche empirique

Notre analyse nous conduit à formuler des recommandations pour la recherche appliquée qui utilise des variables de santé auto-déclarée.

Tableau 9
Construction de l'indicateur de pouvoir discriminant : l'exemple des maladies chroniques

Europ1/Maladies chroniques	Très bon 5	Bon 4	Moyen 3	Mauvais 2	Très mauvais 1	Moyenne/ Total
Moyenne	0,55	1,09	2,04	2,85	3,27	1,47
Variance au sein de la modalité	0,73	1,14	1,87	2,69	4,06	/
Observations	1 819	4 413	3 153	870	210	10 465
Variance inter-modalité	$[1\,819 \cdot (0,55 - 1,47)^2 + 4\,413 \cdot (1,09 - 1,47)^2 + 3\,153 \cdot (2,04 - 1,47)^2 + 870 \cdot (2,85 - 1,47)^2 + 210 \cdot (3,27 - 1,47)^2] / 10\,465$					0,529
Moyenne pondérée des variances intra-modalité	$[1\,819 \cdot 0,73 + 4\,413 \cdot 1,14 + 3\,153 \cdot 1,87 + 870 \cdot 2,69 + 210 \cdot 4,06] / 10\,465$					1,476
Variance totale	0,529 + 1,476					2
Part de variance inter-modalité dans la variance totale	0,529 / 2					26,4 %

Lecture : on peut décomposer la variance totale de la variable de maladies chroniques selon deux composantes :
- la variance inter-modalité, qui est la variance de la moyenne du nombre de maladies chroniques dans chaque modalité (obtenue en pondérant chaque modalité par son nombre d'observations).
- la variance intra-modalité, qui est la moyenne pondérée de la variance du nombre de maladies chroniques à l'intérieur de chaque modalité.
On met ainsi en balance la variabilité du nombre de maladies chroniques entre les modalités de réponse à la question de santé Europ1 (variance inter-modalité) et sa variabilité naturelle. On trouve ainsi une part de variance inter-modalité d'environ 26 %.

Tableau 10
Comparaison du pouvoir discriminant des quatre mesures de la santé déclarée (variance inter-modalité sur variance totale)

	En %			
	Europ 1	Europ 2	Rand 1	Rand 2
Variables socio-économiques				
Premier quartile de patrimoine	0,5	0,6	0,5	0,4
Deuxième quartile de patrimoine	1,0	1,0	1,0	0,7
Troisième quartile de patrimoine	0,1	0,1	0,1	0,1
Quatrième quartile de patrimoine	2,4	2,4	2,2	2,2
Premier quartile de revenu	0,1	0,1	0,1	0,2
Deuxième quartile de revenu	2,1	2,3	2,1	1,7
Troisième quartile de revenu	0,0	0,0	0,0	0,1
Quatrième quartile de revenu	2,9	2,9	3,0	2,5
Âge	7,0	8,2	6,9	7,2
Homme	0,6	0,4	0,5	0,6
Célibataire	0,8	1,3	1,1	0,8
Nombre d'années d'études	7,3	7,2	8,1	6,8
Variables de santé				
Maladies chroniques	26,4	24,0	25,3	24,4
Symptômes	28,0	27,1	26,1	26,5
Mobilité	32,2	38,7	33,5	36,4
Limitation dans les activités quotidiennes	16,1	23,8	15,3	19,9
Limitation dans les activités sociales	17,5	22,7	15,6	20,2
Santé mentale	19,9	20,9	21,1	20,4
Sens	6,7	9,0	8,0	9,4

Lecture : pour la formulation Europ1, la variance de la variable de Maladies chroniques entre les modalités de santé déclarée représente 26,7 % de la variance totale de la variable de Maladies chroniques dans l'échantillon. La construction de ce ratio de variance est détaillée dans le tableau 9.
Source : enquête Share, 2004.

Ces dernières sont utilisées dans trois contextes différents.

La santé auto-déclarée peut être intégrée en tant que variable explicative dans des analyses causales. C'est le cas par exemple de l'analyse de l'offre de travail des seniors. Les résultats de notre analyse suggèrent que le mode de collecte n'aura pas d'impact important sur la relation estimée au sein d'un pays. En effet, les coefficients associés aux termes croisés (effet de placement), sont tous faibles ou non significativement différents de zéro (cf. tableau 3). Les coefficients des termes croisés avec les indicatrices de pays sont pour certains différents de zéro, ce qui montre que l'effet de *labels* n'est pas le même dans tous les pays (cf. tableau 5). Mais, à l'intérieur d'un pays, l'effet de *labels* semble plus homogène : les termes croisés avec les variables socioéconomiques sont pour la plupart non significatifs (cf. tableau 5). De ce fait, l'utilisation de la formulation Rand au lieu de la formulation Europ ne modifiera le coefficient d'aucune variable explicative dans une régression à l'intérieur d'un pays : seul le coefficient du terme constant sera translaté. L'effet peut être comparé à celui associé à la conversion de température de Celsius en Kelvin. En revanche, les résultats d'une analyse internationale dépendront de la formulation, Rand ou Europ, utilisée. Cela nous conduit à mettre en garde contre l'utilisation de la santé subjective en tant que variable explicative dans des analyses internationales, sauf à distinguer ses effets par pays.

Une mesure synthétique de santé est parfois construite en estimant la relation entre santé auto-déclarée et plusieurs indicateurs objectifs de santé (Jürges, 2005). Le poids de chacun des indicateurs de santé dans la mesure synthétique est proportionnel à son coefficient dans l'estimation. Cette méthode est proposée comme alternative à une pondération évaluée

par des spécialistes. Ici, ce sont les individus eux-mêmes, qui, à travers la question de santé auto-déclarée, fixent les poids des différents indicateurs objectifs de santé. Cette approche se fonde sur l'idée d'une certaine stabilité de cette relation au sein d'une population. Or notre analyse a révélé que les enquêtés modifiaient leur conception de la santé si on leur posait des questions détaillées notamment sur les aspects fonctionnels de leur santé. De ce fait, la pondération de chaque mesure objective de santé dépendra du mode de collecte. Il semble dès lors problématique de fonder la construction d'un indice de santé sur une variable qui est assez sensible au mode de collecte des données.

La santé auto-déclarée est enfin utilisée pour évaluer les classements entre groupes socio-économiques ou entre pays. Notre analyse a montré qu'il était impossible de comparer deux questionnaires différents qui ne placent pas la question de santé déclarée dans la même position (avant ou après) par rapport à un questionnaire détaillé de santé. Nous avons en revanche montré que le classement entre groupes socio-économiques ou entre pays n'était pas très sensible à l'effet de placement : que l'on utilise la santé déclarée mesurée systématiquement avant ou en l'absence d'un questionnaire de santé ou mesurée systématiquement après celui-ci, le classement résultant n'en sera pas beaucoup affecté (cf. tableau 7). Cela n'est pas vrai pour l'effet de formulation puisque le classement de santé auto-déclarée entre pays diffère sensiblement selon la formulation (Rand ou Europ) choisie. Au total, il ressort de notre analyse que les classements entre pays sont très sensibles aux conditions de collecte, notamment à la formulation des modalités de réponse, tandis que les classements entre groupes socio-économiques le seraient considérablement moins. Ces derniers sont dès lors moins problématiques.

Pour la réalisation de cette recherche, nous nous sommes servis des données issues de la première version (Release 1) de la vague 1 de l'enquête Share réalisée en 2004. Celle-ci est préliminaire et pourrait contenir des erreurs qui seront corrigées dans des versions ultérieures. La collecte des données de Share a été principalement financée par le 5^e Programme Cadre de la Communauté Européenne (Projet QLK6-CT-2001-00360 sur le thème de la qualité de la vie). Des fonds proviennent également du US National Institute on Aging (U01 AG09740-13S2, P01 AG005842, P01 AG08291, P30 AG12815, Y1-AG-4553-01 et OGHA 04-064). La collecte des données a été financée par des institutions nationales en Autriche (Austrian Science Foundation, FWF), en Belgique (Politique Scientifique Fédérale) et en Suisse (BBW/OFES/UFES). Pour la France, elle a bénéficié de financements complémentaires apportés par la Cnav, la Cnam, le Cor, la Drees, la Dares, la Caisse des Dépôts et Consignations et le Commissariat Général du Plan. Les données et la méthodologie de l'enquête sont respectivement présentées dans Börsch-Supan et al. (2005) et Börsch-Supan et Jürges (2005). □

BIBLIOGRAPHIE

Ahn N. (2003), « Assessing Self-Assessed Health Data », *Documento de Trabajo*, n° 2002-24R, FEDEA, Madrid.

Bowling A. (2005), « Just One Question : If One Question Works, Why Ask Several ? », *Journal of Epidemiology and Community Health*, vol. 59, n° 5, pp. 342-345.

Crossley T. et Kennedy, S. (2002), « The Reliability of Self Assessed Health Status », *Journal of Health Economics*, vol. 21, n° 4, pp. 643-658.

Etilé F. et Milcent C. (2006), « Income-Related Reporting Heterogeneity in Subjective Health : Evidence from France », *Health Economics*, vol. 15, n° 9, pp. 965-981.

Johnson T., O'Rourke D. et Severns E. (1998), « Effects of Question Context and Response Order on Attitude Questions », *Proceedings of the Survey Research Methods Section, American Statistical Association*.

Jürges H. (2005), « Cross-Country Differences in General Health », in Börsch-Supan A., Brugiavini A., Jürges H., Mackenbach J., Siegrist J. et Weber G. (éds.), *Health, Ageing and Retirement in Europe. First Results from the Survey of Health, Ageing and Retirement in Europe*, Mannheim Research Institute for the Economics of Aging, MEA, pp. 95-101.

Jürges H. (2007), « True Health vs. Response Styles : Exploring Cross-Country Differences in Self-reported Health », *Health Economics*, vol. 16, n° 2, pp. 163-178.

Lardjane S. et Dourgnon P. (2007), « Les comparaisons internationales d'état de santé subjectif sont-elles pertinentes ? Une évaluation par la méthode des vignettes-étalons », *mimeo*, Irdes, et *Économie et Statistique* (2007), n° 403-404, ce numéro.

Moore D. (2002), « Measuring New Types of Question Order Effects. Additive and Subtractive », *Public Opinion Quarterly*, vol. 66, n° 1, pp. 80-91.

Nicholls M., Orr C., Okubo M. et Loftus A. (2006), « Satisfaction Guaranteed : The Effect of Spatial Biases on Responses to Likert Scales », *Psychological Science*, vol. 17, n° 2, pp. 1027-1028.

Salomon J., Tandon A. et Murray C. (2004), « Comparability of self rated health : cross sectional multi-country survey using anchoring vignettes », *British Medical Journal*, vol. 328, n° 7434, pp. 258-261.

Schwarz N. (1999), « Self Reports. How the Questions Shape the Answers », *American Psychologist*, vol. 54, n° 2, pp. 93-105.

Schwarz N. et Strack F. (1999), « Reports of Subjective Well-Being : Judgmental Processes and Their Methodological Implications », in D. Kahneman, E. Diener et N. Schwarz (éds.), *Well-Being : The Foundations of Hedonic Psychology*, New York : Russell Sage Foundation.

Tversky A. et Kahneman D. (1981), « The Framing of Decisions and Psychology of Choice », *Science*, vol. 211, n° 4481, pp. 453-458.

DIFFÉRENTES FORMULATIONS DES QUESTIONS DE SANTÉ SUBJECTIVE

Le projet « *European Health Interview & Health Examination Surveys Database* » a pour objectif d'inventorier l'ensemble des enquêtes sur la santé menées dans l'Union européenne, dans les pays de l'AELE (Association européenne de libre échange), en Australie, au Canada et aux Etats-Unis. Sa base de données recense toutes les questions portant sur la santé subjective au sein de 195 questionnaires. L'examen de cette base nous

indique que les conditions de collecte des mesures de santé subjective sont extrêmement variables d'un pays à l'autre et même, au sein d'un pays, d'une enquête à l'autre.

D'abord, la formulation des modalités de réponse peut prendre huit formes différentes. Deux formes correspondent à une échelle numérique, mais elles ne sont pré-

A – Les conditions de collecte de la santé auto-déclarée dans des enquêtes récentes

Pays	Formulation réponse	Formulation question	Mode de collecte	Place dans le questionnaire
Australie (2004)	Rand SF-36	Classique	Face-à-face	AV
Autriche (1999)	Europ	Classique	Face-à-face	AV
Belgique (2004)	Europ	Classique	Auto-administré	AP
Bulgarie (2001)	Europ	Classique	Face-à-face	AV
Bulgarie (2002)	Europ	Classique	Face-à-face	AV
Canada (2000)	Rand SF-36	DefSanté	Téléphone	AV
Canada (2003)	Rand SF-36	Classique	Face-à-face / téléphone	AV
Croatie (2001)	Europ	Classique	Face-à-face	AV
Croatie (2003)	Europ	DefSanté	Face-à-face	AV
Croatie (2003)	Rand SF-36	Classique	Face-à-face	AV
Chypre (2003)	Europ	Classique	Face-à-face	AV
République tchèque (2002)	Europ	Classique	Face-à-face	AV
Danemark (2000)	Europ	Classique	Face-à-face	AV
Estonie (1996)	Europ	Classique	Face-à-face	AV
Estonie (2004)	S1	Classique	Auto-administré	AV
Finlande (2005)	S1	Classique	Auto-administré	AV
France (1996)	Europ	Âge	Face-à-face	AP
France (2002)	Europ	Classique	Face-à-face	AP
France (2004)	S3	Âge	Face-à-face	AV
Allemagne (1998)	Rand SF-36	Classique		AV
Allemagne (1998)	Europ	Classique	Auto-administré	AP
Grèce (1998)	S4	Classique	Face-à-face	AV
Hongrie (2003)	Europ	Classique	Face-à-face	AV
Islande (2001)	Europ	Classique	Face-à-face	AV
Canada / USA (2003)	Rand SF-36	Classique	Face-à-face	AV
Irlande (2002)	Rand SF-36	Classique	Auto-administré	AV
Italie (1999)	Europ	Classique	Auto-administré	AP
Italie (2002)	Echelle de 1 à 5	Classique	Face-à-face	AV
Italie (2002)	Europ	Classique	Face-à-face	AP
Lettonie (2003)	Europ	Classique	Face-à-face	AV
Lettonie (2002)	S1	Classique	Face-à-face	AV
Lituanie (2002)	S1	Classique	Face-à-face	AV
Europe (2001)	Europ	Classique	Face-à-face	AV
Europe (2002)	Europ	Classique	Face-à-face	AV
Europe (2005)	Europ	Classique	Face-à-face	AV
Malte (2002)	Europ	Classique	Face-à-face	AV
Malte (2002)	Europ	Classique	Auto-administré	AP
Pays-Bas (2001)	Rand SF-36	Classique	Face-à-face	AV
Pays-Bas (2001)	Rand SF-36	Classique	Face-à-face	AP
Pays-Bas (2001)	Rand SF-36	Classique	Auto-administré	AP
Norvège (2002)	Europ	Classique	Face-à-face	AV
Norvège (2002)	Rand SF-36	Classique	Auto-administré	AV
Pologne (2003)	Europ	Classique	Face-à-face	AV
Pologne (2004)	Europ	Classique	Face-à-face	AV
Roumanie (2000)	Europ	Classique	Face-à-face	AV
Slovénie (2001)	Europ	Classique	Auto-administré	AV
Espagne (2003)	Europ	Temps	Face-à-face	AV
Suède (2004)	Europ	Classique	Face-à-face	AV
Suisse (2002)	Europ	Classique	Téléphone	AV
Suisse (2001)	Europ	Classique		AV
Suisse (2001)	Échelle de 1 à 100	Classique		AV
Turquie (2003)	Europ	Âge	Face-à-face	AV
Royaume-Uni (2000)	S2	Temps	Face-à-face	AV
Royaume-Uni (2001)	Europ	Classique	Face-à-face	AP
États-Unis (2000)	S2	Temps	Face-à-face	AV
États-Unis (2000)	Rand SF-36	Classique	Face-à-face / téléphone	AP

Tableau basé sur la base de questionnaires de santé *European Health Interview & Health Examination Surveys Database* ; les dates sont les dernières dates renseignées dans cette base de données.

sentes que dans deux enquêtes. Six formes proposent des modalités verbales : une première en propose trois, une seconde en propose quatre et les quatre dernières en proposent cinq (forme la plus fréquente). Les pays d'Europe continentale ont tendance à privilégier la formulation la plus ancienne, Europ, qui équilibre réponses connotées positivement et réponses connotées négativement. Les pays anglophones (États-Unis, Canada, Australie, Royaume-Uni et Irlande) privilégient pour leur part la formulation Rand SF-36 issue des travaux de la *Rand Corporation* et qui propose des modalités de réponse connotées plus positivement. Ce sont ces deux formulations, très largement majoritaires dans les enquêtes, qui font l'objet de l'analyse menée dans l'article.

Ensuite, la formulation des questions de santé subjective est le plus souvent courte et neutre, du type : « *Comment définiriez-vous votre état de santé ?* ». Mais d'autres formulations s'éloignent parfois de ce modèle en précisant certaines dimensions de la question, ce que l'on appelle la mise en contexte. Les enquêteurs précisent ainsi aux répondants qu'ils doivent se comparer aux individus du même âge qu'eux, ou qu'ils doivent penser à leur santé

au cours de l'année écoulée, ou encore qu'ils doivent évaluer leur santé physique et leur santé mentale.

Le mode de collecte varie également considérablement puisque une proportion assez élevée des questions de santé déclarée apparaissent au sein d'un questionnaire auto-administré. Le mode de collecte principal demeure toutefois le questionnaire en face-à-face.

Enfin, un questionnaire détaillé portant sur son état de santé est présenté au répondant avant qu'il ne réponde à la question de santé auto-déclarée dans environ un cas sur cinq.

Au total, les conditions de collecte les plus répandues sont une formulation classique de la question, avec des modalités de réponse de type Europ, dans le cadre d'un entretien en face-à-face et sans questionnaire détaillé portant sur l'état de santé avant la question de santé subjective. Ces conditions ne regroupent toutefois qu'environ deux tiers des enquêtes : celles-ci sont donc extrêmement variables, ce qui nuit aux comparaisons dans le temps et dans l'espace.

B - Formulation des modalités de réponse

Europ	5 modalités : Très bon – Bon – Moyen – Mauvais – Très mauvais
Rand SF-36	5 modalités : Excellent – Très bon – Bon – Médiocre – Mauvais
S1	5 modalités : Bon - Plutôt bon - Moyen - Plutôt mauvais – Mauvais
S2	3 modalités : Bon - Plutôt bon - Pas bon
S3	5 modalités : Très satisfaisant - Satisfaisant - Peu satisfaisant - Pas satisfaisant du tout
S4	4 modalités : Très bon - Bon - Moyen – Mauvais
Échelle de 1 à 5	Le répondant doit indiquer un chiffre de 1 à 5, 5 représentant un état de santé parfait.
Échelle de 1 à 100	Le répondant doit indiquer un nombre de 1 à 100, 100 représentant un état de santé parfait.

C - Formulation de la question

Classique	« <i>Comment définiriez-vous votre état de santé ?</i> » ou « <i>En général, diriez-vous que votre santé est...</i> »
DefSanté	« <i>Par santé, on entend non seulement l'absence de maladie ou de blessure mais aussi le bien-être physique, mental et social</i> » ou « <i>Cette question porte sur l'ensemble de votre santé, incluant votre santé physique et mentale</i> »
Âge	« <i>Actuellement, compte tenu de votre âge, comment estimez-vous votre état de santé ?</i> »
Temps	« <i>Lors des 12 derniers mois, diriez-vous que votre santé est...</i> »

D - Place dans le questionnaire

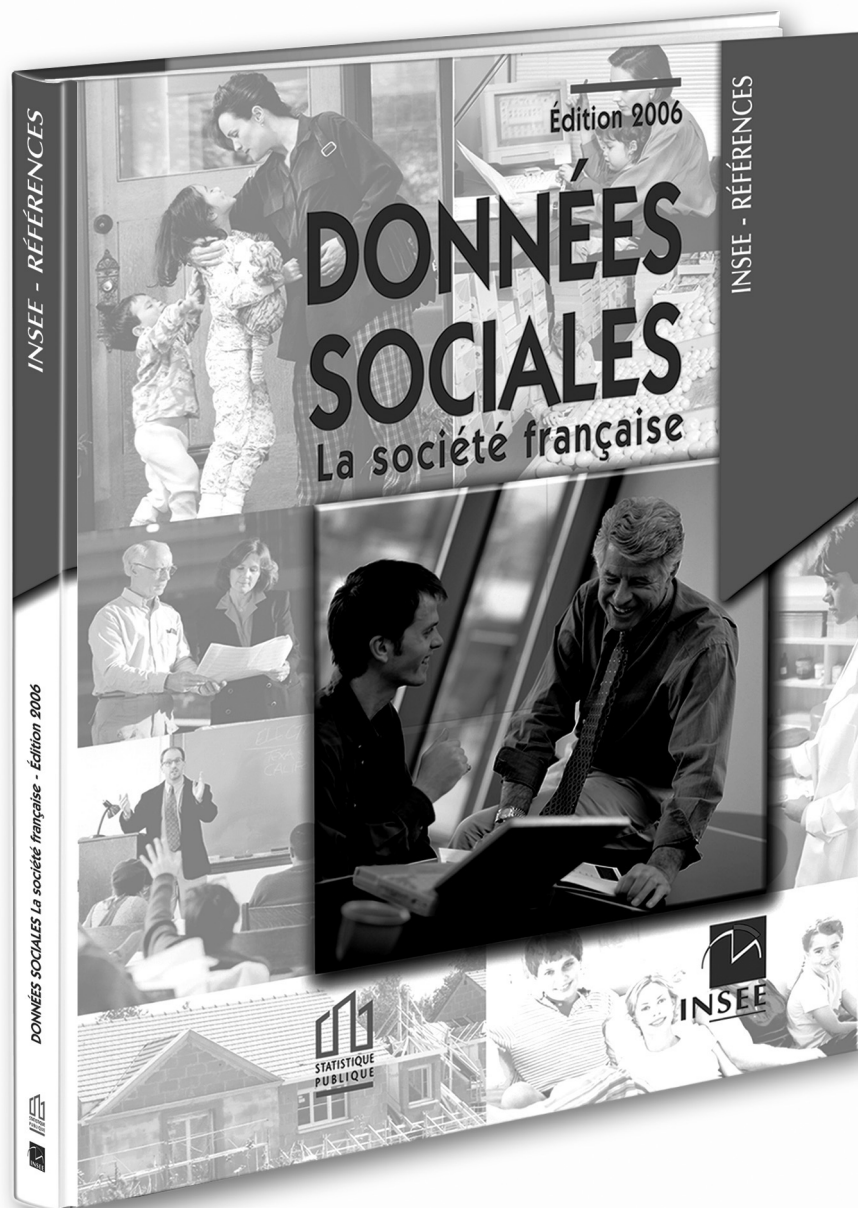
AP	Après le questionnaire détaillé
AV	Avant le questionnaire détaillé ou en l'absence de celui-ci

DÉFINITIONS DES VARIABLES EXPLICATIVES

Variables socio-démographiques	
Revenu brut annuel (euros)	En parité de pouvoir d'achat
Patrimoine (euros)	Somme de tous les actifs mobiliers et immobiliers en parité de pouvoir d'achat
Nombre d'années d'études (1)	Variable reconstituée à partir du niveau de diplôme maximum déclaré par l'individu (formation initiale et continue)
Célibataire	Indicatrice prenant la valeur 1 si le répondant vit seul
Âge	En années
Homme	Indicatrice prenant la valeur 1 si le répondant est un homme
Variables de santé (2)	
Maladies chroniques	Ensemble de maladies chroniques qui ont nécessairement été diagnostiquées par un médecin, dont : 1. Maladie cardiaque, insuffisance coronaire, angine de poitrine ou infarctus du myocarde ou tout autre problème cardiaque 2. Hypertension artérielle, tension élevée 3. Cholestérol, hypercholestérolémie 4. Accident vasculaire cérébral ou maladie cérébro-vasculaire, attaque cérébrale 5. Diabète, glycémie élevée 6. Maladie pulmonaire chronique, telle que bronchite chronique ou emphysème 7. Asthme 8. Polyarthrites, y compris arthrose et rhumatismes 9. Ostéoporose 10. Cancer ou tumeur maligne, y compris leucémie ou lymphome, à l'exclusion des cancers de la peau à évolution bénigne 11. Ulcère gastrique ou duodénal 12. Maladie de Parkinson 13. Cataracte 14. Fracture de la hanche
Symptômes	Ensemble de symptômes ressentis par le répondant, dont : 1. Mal au dos, douleurs à la hanche, aux genoux ou autres douleurs articulaires 2. Problème cardiaque, angine de poitrine ou autre douleur thoracique à l'effort 3. Essoufflement, difficultés respiratoires 4. Toux persistante 5. Jambes enflées 6. Problème de sommeil 7. Chutes 8. Peur de faire des chutes 9. Vertiges, évanouissements ou syncopes 10. Problèmes gastriques ou intestinaux, y compris constipation, flatulence, diarrhée 11. Incontinence ou perte involontaire d'urines
Mobilité	Problèmes de mobilité déclarés par le répondant, dont : 1. Marcher sur une distance de 100 mètres 2. Rester assis pendant deux heures 3. Se lever d'une chaise après être resté longtemps assis 4. Monter plusieurs étages par les escaliers sans se reposer 5. Monter un étage par les escaliers sans se reposer 6. Se pencher, s'agenouiller ou s'accroupir 7. Lever ou étendre les bras au-dessus du niveau de l'épaule 8. Tirer ou pousser des objets assez volumineux tels qu'un fauteuil 9. Soulever ou porter des poids de plus de 5 kilos, comme un gros sac de provisions 10. Saisir une petite pièce de monnaie posée sur une table
Limitation dans les activités quotidiennes	Nombre de limitations dans les activités quotidiennes, dont : 1. S'habiller, y compris mettre ses chaussures et ses chaussettes 2. Se déplacer dans une pièce 3. Prendre son bain ou sa douche 4. Manger, par exemple couper les aliments 5. Se mettre au lit ou se lever 6. Utiliser les toilettes, y compris s'y lever et s'y asseoir
Limitation dans les activités sociales	Nombre de limitations dans les activités sociales, dont : 1. Utiliser une carte pour se repérer dans un lieu inconnu 2. Préparer un repas chaud 3. Aller faire les courses 4. Passer des appels téléphoniques 5. Prendre des médicaments 6. Faire le ménage ou jardiner 7. Gérer votre argent, par exemple payer les factures et suivre vos dépenses

Santé mentale	Nombre de déclarations de problèmes de santé mentale, parmi (échelle de dépression euro-D) euro1 Dépression euro2 Pessimisme euro3 Envies suicidaires euro4 Sentiment de culpabilité euro5 Problèmes de sommeil euro6 Manque d'intérêt euro7 Irritabilité euro8 Manque d'appétit euro9 Sentiment de fatigue euro10 Problèmes de concentration euro11 Se remémore une activité plaisante euro12 A pleuré lors du dernier mois
Sens	Limitations de l'ouïe et de la vue, dont : 1. Porte des lunettes ou des lentilles de contact 2. Porte un appareil de correction auditive 3. Qualité de la vue 4. Qualité de l'ouïe
1. Le nombre d'années d'éducation a été construit à partir des données disponibles dans la base <i>Share</i> et selon la classification internationale <i>ISCED-97</i> . La procédure détaillée est décrite dans <i>Documentation of generated variables in SHARE release 2.0.1 : Education</i> . 2. La construction des variables de santé utilisées dans l'étude est détaillée dans <i>Documentation of generated variables in SHARE release 2.0.1 : Health</i> .	

Zoom sur la vie des Français



➤ Des spécialistes des sciences sociales éclairent les grands débats actuels :

- la famille,
- la formation,
- les conditions de travail...

En vente en librairie,
à l'Insee et sur www.insee.fr

37 € - Collection Insee - Références